



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

55

**Componentes de Curto e Longo Prazo
das Taxas de Juros no Brasil**

Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén
Novembro, 2002

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 55	nov	2002	P. 1-31
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado por:

Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)

(E-mail: workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 55.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

Controle Geral de Assinaturas:

Banco Central do Brasil

Demap/Disud/Subip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília (DF)

Telefone: (61) 414-1392

Fax: (61) 414-3165

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Informações do Banco Central do Brasil

Endereço: Secre/Surel/Diate

Edifício-Sede – 2º subsolo

SBS – Quadra 3 – Zona Central

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 414 (....) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406

DDG: 0800 99 2345

Fax: (61) 321-9453

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

E-mail: cap.secre@bcb.gov.br

dinfo.secre@bcb.gov.br

Componentes de Curto e Longo Prazo das Taxas de Juros no Brasil*

Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo[†]
Osmani Teixeira de Carvalho de Guillén[‡]

Abstract

This article analyses the behavior of the Brazilian interest rate, using three measures of rate of return. The series are decomposed into their long run and short run components, as proposed by Vahid and Engle (1993). The results suggest a convergence of the rates to one long run equilibrium. We identify the dominance of the long run component in the composition of the C-Bond rate of return, whilst the short run component dominates in the case of the covered interest premium. There is, however, no clear dominance in the case of the uncovered interest premium.

Resumo

Este artigo analisa o comportamento da taxa de juro na economia brasileira, identificando seus componentes de curto e longo prazo. Para tanto, utilizamos três medidas de taxa de retorno, as quais foram submetidas ao tratamento econométrico proposto em Vahid e Engle (1993). Os resultados sugerem a convergência das taxas de retorno para um equilíbrio de longo prazo. Identificamos a dominância do componente de longo prazo na determinação da trajetória do Prêmio do C-BOND e do componente de curto prazo no caso do Prêmio Coberto de Juros. Já para o Prêmio Descoberto de Juros não foi possível identificar o predomínio de qualquer dos componentes.

Palavras chave: cointegração, decomposição tendência-ciclo e taxas de juros.
Classificação do JEL: E470, C320.

*Gostaríamos de agradecer os comentários e sugestões de Marcelo Fernandes e Ilan Goldfajn, como também a assistência do colega Ricardo dos Santos Maia Clemente na coleta de dados e montagem das séries estudadas.

[†]Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil. E-mail: carlos.araujo@bcb.gov.br

[‡]Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil e EPGE/FGV. E-mail: osmani.guillen@bcb.gov.br

1 Introdução

A taxa de retorno se constitui em um dos preços mais importantes do sistema econômico, mas mesmo assim as diversas facetas de sua evolução temporal não necessariamente interessam de maneira simétrica aos agentes. Administradores de carteira, por exemplo, estariam mais interessados em ativos com menores prazos de maturação e, por conseguinte, em conhecer o comportamento de curto prazo da taxa de juros. Por sua vez, planejadores estariam mais interessados em fixar ou fortalecer as bases para o crescimento sustentável da economia e, conseqüentemente, em conhecer o comportamento de longo prazo das taxas de juros.

Parcela da literatura, em grande parte montada na teoria das expectativas, enfatiza os movimentos dentro da estrutura a termo, isto é, as relações entre taxas de curto e longo prazo [por exemplo, Campbell e Schiller (1983, 1991)]. Esse enfoque busca essencialmente identificar em que nível se encontraria a taxa de juros de curto prazo no futuro ou em que medida o *spread* entre as taxas de longo e curto prazo é um estimador não viesado da variação na taxa de curto prazo. A abordagem desperta maior interesse da parte de investidores individuais, cujas ações são bastante influenciadas pelas oportunidades de arbitragem entre maturidades distintas. Seguindo em outra direção, parte da literatura [por exemplo, Feldestein e Eckstein (1970), Mehra (1994)] estuda os fundamentos, as variáveis que determinam mudanças na curva de juros como um todo. Neste caso, a abordagem desperta mais interesse da parte de banqueiros centrais e de formuladores de política, pois busca identificar no comportamento de variáveis macroeconômicas - inflação esperada, agregados monetários, renda, balanço em conta corrente, dívida pública, etc - a origem de mudanças na taxa de juros de equilíbrio em uma perspectiva de longo prazo.¹

Em uma visão microeconômica, as escolhas dos indivíduos e firmas estabelecem a trajetória da taxa de juros no longo prazo. Em termos macroeconômicos, o nível e a trajetória da taxa de juros de curto prazo influenciam as ações dos mesmos agentes.

¹Claro que isso não excluiria o desejo de conhecer os possíveis desvios da taxa efetiva em relação ao equilíbrio de longo prazo, eventos que, dentre outros motivos, poderiam ter origem no fato de a arbitragem de juros não acontecer imediatamente.

Visto de outra maneira, as ações de política monetária, cujos efeitos reais se restringem ao curto prazo, influenciam as decisões de poupança dos indivíduos e de investimento das firmas; mas, as escolhas do banco central (do formulador de políticas) levam em conta tais decisões porque é o mercado de poupança e investimento quem define a taxa real de retorno do capital.²

Um conceito diretamente associado ao retorno dos ativos de uma economia é o excesso de retorno nas transações financeiras internacionais. A propósito, nas últimas décadas, as profundas mudanças vivenciadas pelos mercados financeiros internacionais deram outra dimensão tanto à questão da existência do excesso de retorno quanto a da sua previsibilidade. Considerado por Lewis (1995) um *puzzle* das finanças internacionais, o fenômeno equivaleria à observância *ex ante*, de diferença entre os retornos associados a ativos negociados em economias distintas. Em princípio, isso estaria em desacordo com o pensamento de Fisher (1930), para quem os retornos ajustados pelos riscos deveriam ser os mesmos. A literatura empírica que trata do princípio do “*Great Arbitrageur in the Sky*”, em geral, ratifica a Paridade Coberta de Juros no que diz respeito a economias desenvolvidas, sem que isso se repita quando os experimentos envolvem informações sobre economias emergentes. Já a Paridade Descoberta de Juros tem sido rejeitada mesmo entre economia desenvolvidas.³

No caso particular da economia brasileira, várias pesquisas empíricas pressupõem a não validade das condições de paridade, ocupando-se apenas em identificar a fundamentação macroeconômica para a existência dos desvios em relação as mesmas ou em os utilizar para estudar outros fenômenos. A título de exemplo: (i) Garcia e Barcinski (1996) estudam os determinantes da entrada de capitais externos na economia brasileira durante a primeira metade da década de 1990; (ii) Cardoso e Goldfajn (1997) avaliam a hipótese de endogeneidade dos controles sobre fluxos de capitais internacionais; e (iii) Araújo e Flôres (2001) propõem um modelo no qual

²Em linguagem econométrica, queremos dizer que existiria causalidade reversa entre as decisões dos agentes microeconômicos e as decisões dos formuladores de política.

³Hodrick (1987), Lewis (1995) e Engle (1995) apresentam excelentes resenhas sobre a literatura empírica que trata das condições de paridade.

tanto a oferta de capital quanto o excesso de retorno são endógenos.

Mesmo desenvolvendo-se em contexto semelhante ao das condições de paridade, este artigo se distancia dos acima citados porque enfoca a própria taxa de retorno. Precisamente, decompomos nos respectivos fatores permanente e transitório, três métricas distintas do prêmio pago por títulos de responsabilidade de agentes brasileiros - Prêmio Descoberto de Juros, *Yield* do *Capitalization Bond* (C-BOND) e Prêmio Coberto de Juros. Para tanto, utilizamos a tecnologia de Vahid e Engle (1993), voltada para a decomposição - em tendência e ciclo - de vetores multivariados de séries de tempo. Essa ferramenta proporciona ganhos de eficiência em relação ao Modelo Padrão de Correção de Erro - VECM [ver Engle e Granger (1987)], ao qual a literatura tem recorrido para separar componentes de alta e baixa frequência das taxas de longo prazo [Mehra (1994) e Orr *et all* (1995)].

O plano do texto, além desta introdução, compreende quatro seções. Na Seção 2 consta a apresentação das séries de tempo investigadas e, na seguinte, da tecnologia a ser usada ao longo da investigação. Na quarta seção mostramos os resultados alcançados e tecemos comentários a respeito. Por fim, vêm as considerações finais.

2 Dados

Visto que a economia brasileira pertence ao grupo das denominadas emergentes, optamos por trabalhar com medidas supostamente livres do risco cambial, pois, principalmente após a adoção do câmbio flutuante, em janeiro de 1999, a marcante volatilidade desse preço poderia introduzir vieses nos parâmetros estimados e comprometer a validade dos testes estatísticos implementados. Posto isso, são utilizadas inicialmente duas, e posteriormente três, métricas que, admitidamente, seriam representativas dos retornos associados a títulos de responsabilidade de agentes domésticos [Equações (1), (2) e (3)]. Definimos o Prêmio Descoberto de Juros - PDJ como:

$$r_{1,t} = [i_t - (s_t - s_{t-1})], \quad (1)$$

onde: (i) $r_{1,t}$ representa uma taxa de retorno, líquida do prêmio de risco cambial, associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda doméstica; (ii) a taxa de juros nominal interna (i_t) equivale a Taxa Selic;⁴ e (iii) a taxa de câmbio à vista (s_t) é dada pela PTAX. De maneira similar, denotamos o *Yield do do Capitalization Bond* - Prêmio do C-BOND por:

$$r_{2,t} = \text{yield do Capitalization Bond} \quad (2)$$

Em (2): (i) $r_{2,t}$ representa uma taxa de retorno associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda externa (Dólar dos Estados Unidos); e (ii) o *yield* do C-BOND é igual à taxa média de rendimento desses títulos (calculada com base na cotação de compra), publicada pela Agência Bloomberg. Por fim, identificamos o Prêmio Coberto de Juros - PCJ com base em:

$$r_{3,t} = \text{retorno do swap cambial ou DIDÓLAR}, \quad (3)$$

onde: (i) $r_{3,t}$ representa uma taxa de retorno, livre de risco cambial, associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda doméstica; e (ii) a taxa dos contratos de *swap* cambial é igual aos valores publicados pela Bolsa de Mercadorias e de Futuros (BM & F), para as operações da espécie com vencimento em um mês.

As séries têm periodicidade semanal, escolhendo-se a informação relativa ao dia de quarta-feira e, na sua ausência, respectivamente, a de quinta-feira e terça-feira.⁵ O período considerado se estende de 17 de fevereiro de 1999 a 13 de fevereiro de 2002, portanto, compreendendo 154 observações.

Os argumentos expostos na introdução favorecem à tese de que as taxas de retorno sofrem influências de curto e longo prazo - no jargão econométrico, de alta e baixa frequência. Além disso, em função das preferências e da aversão ao risco dos agentes, não necessariamente o impacto dessas influências seria o mesmo em

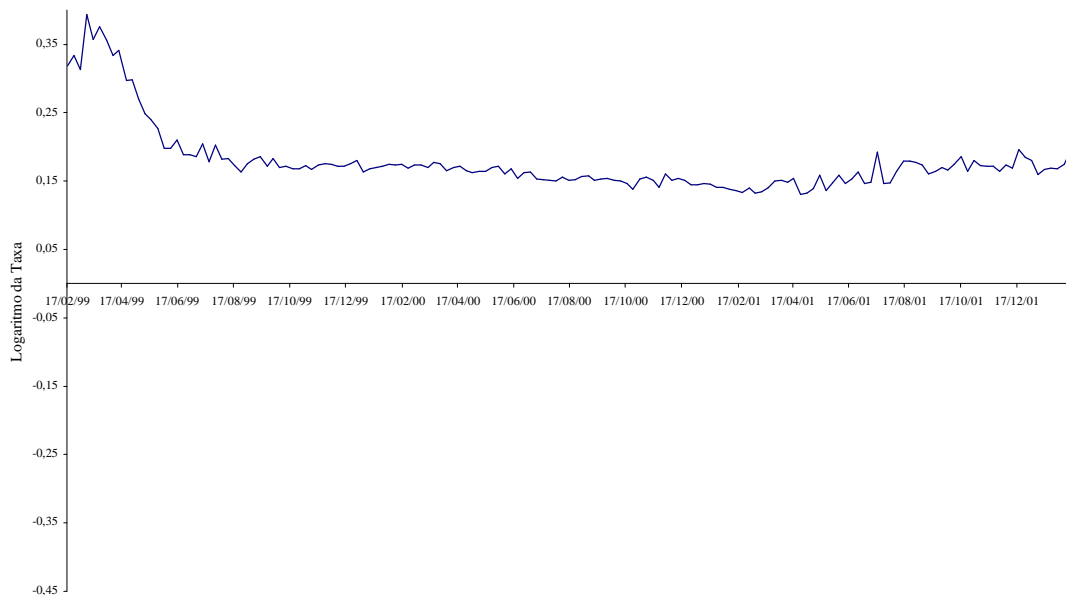
⁴Taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no sistema eletrônico Selic, na forma de operações comprometidas.

⁵Avaliamos também a possibilidade de trabalhar com dados diários e mensais, entretanto, uma vez que as primeiros continham muito ruído e as últimos perdiam muita informação, a idéia foi descartada.

(1), (2) e (3). Por outro lado, ao menos em termos aproximados as três métricas estão líquidas do prêmio de risco cambial (seriam, por assim dizer, taxas em dólar) e, portanto, pela condição de não arbitragem deveriam se aproximar uma das outras. Essa convergência, cabe ressaltar, depende da suposição de que a desvalorização cambial efetiva seja um estimador não viesado do prêmio de risco cambial, no caso de (1), e de que o risco cambial esteja sendo corretamente apreçado, no caso de (3).

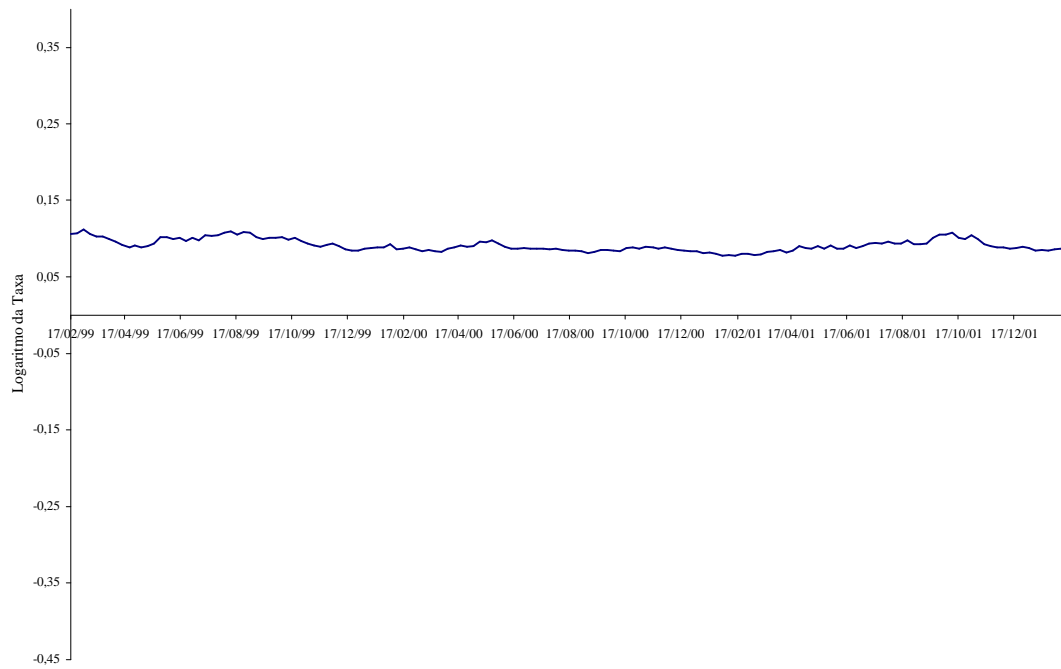
Nos Gráficos 1 a 3 constam as representações das variáveis estudadas, propositalmente construídos na mesma escala.

Gráfico 1 - Prêmio Descoberto de Juros



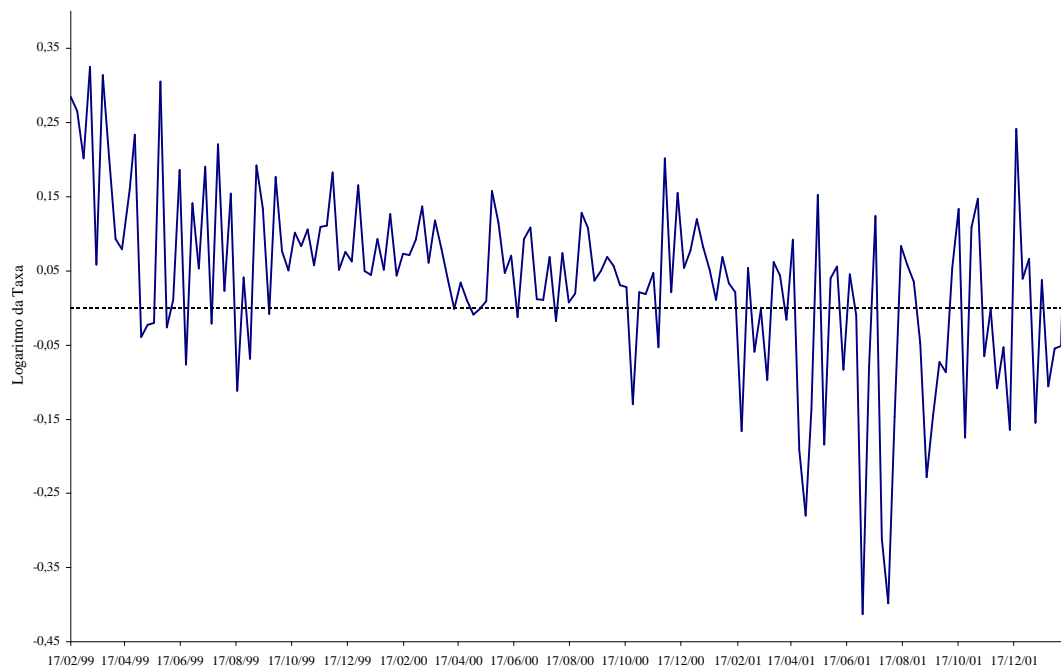
De um lado, os gráficos sugerem divergência entre o PCJ e as outras demais medidas; de outro, similaridade entre o PDJ e o Prêmio do C-BOND.

Gráfico 2 - Prêmio do C-BOND



Tendo-se em mente o caráter exploratório da análise gráfica, qualquer generalização quanto a similaridade ou dissimilaridade precisa ser amparada em investigação criteriosa, o que será feito na seção 4.

Gráfico 3 - Prêmio Coberto de Juros



3 Resumo Teórico da Metodologia Utilizada

Nesta seção introduzimos a tecnologia aplicada no estudo do comportamento das séries. Como não se incluem em nossos propósitos esgotar o assunto, o conteúdo se restringe ao estritamente necessário à compreensão da análise que se segue. Isso posto, inicialmente fazemos a descrição das restrições de co-movimento, para posteriormente nos prendermos à própria decomposição tendência-ciclo.⁶

3.1 Restrições de Co-movimentos em Modelos Dinâmicos

Assumimos que y_t é um vetor de dimensão n , de variáveis não estacionárias e integradas de ordem um $[I(1)]$, e cuja representação de Wold $[MA(\infty)]$ é dada por:

$$\Delta y_t = C(L) \varepsilon_t, \quad (4)$$

onde $C(L)$ é uma matriz de polinômios de diferenças, com $C(0) = I_n$, $\sum_{j=0}^{\infty} \|C_j\| < \infty$. O vetor ε_t tem dimensão $n \times 1$ e representa o erro de previsão linear, um passo a frente, nas variáveis pertencentes ao vetor y_t , dadas as informações de suas defasagens. Recorrendo à Teoria dos Polinômios, reescrevemos (4) como:

$$\Delta y_t = C(1) \varepsilon_t + \Delta C^*(L) \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde $C_i^* = \sum_{j=i+1}^{\infty} -C_j$ para todo i e, em particular, $C_0^* = I_n - C(1)$. Integrando ambos os lados de (5) chegamos a:

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t. \quad (6)$$

A Equação (6) é uma representação da versão multivariada da decomposição tendência-ciclo de Beveridge-Nelson(1981). Neste procedimento, as série pertencentes ao vetor y_t são, ao mesmo tempo, decompostas em duas partes: (i) uma soma de passeios aleatórios (chamada de “tendência”); e (ii) um processo estacionário (chamada de

⁶Para uma discussão pormenorizada sobre co-movimentos (tendências e ciclos comuns) ver, por exemplo, Engle e Granger(1987), Engel e Kozicki (1993) ou Vahid e Engle (1997). Já sobre a representação dinâmica dos dados ver, por exemplo, Stock e Watson (1988), Vahid e Engle(1993) ou Engle e Issler (1995).

“ciclo”). Podemos definir que as n variáveis empilhadas no vetor y_t compartilham tendências estocásticas comuns (ou cointegram) se existem r vetores linearmente independentes, $r < n$, empilhados na matriz α' , de dimensão $r \times n$, com a propriedade $\alpha' C(1) = 0$. Por outro lado, as n variáveis empilhadas no vetor y_t compartilham ciclos comuns se existem s vetores linearmente independentes, $s \leq n - r$, empilhados na matriz ϕ' , de dimensão $s \times n$, com a propriedade $\phi' C^*(L) = 0$. Os vetores α'_i e ϕ'_j , com $1 \leq i \leq r$ e $1 \leq j \leq s$, são respectivamente denominados vetores de cointegração e vetores de ciclos comuns. Além disso, notemos que as propriedades de cointegração e de ciclos comuns, nesta ordem, nada mais representam do que restrições nos elementos das matrizes polinomiais $C(1)$ e $C^*(L)$.

3.2 Co-movimentos e a Representação Autoregressiva

Discutiremos agora os efeitos das restrições de cointegração e de ciclos comuns sobre a representação autoregressiva das séries de tempo. Nesse sentido, admitimos que as n séries empilhadas no vetor y_t são geradas por um processo vetorial autoregressivo (VAR), conforme abaixo:

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Desde que os elementos de y_t cointegrem, o Teorema da Representação de Granger nos permite substituir o sistema (7) por um Modelo Padrão de Correção de Erro (VECM), conforme abaixo:

$$\Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

Em (8): (i) γ e α são matrizes de dimensão $n \times r$ e posto r (a dimensão do espaço de cointegração); (ii) $\gamma \alpha' = -(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i)$; e (iii) $\Gamma_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \Gamma_i$, $j = 1, \dots, p-1$. Além disso, cabe destacar que a restrição de cointegração implica que a matriz $I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$ tem posto menor que n e que (8) inclui parcimoniosamente (7).⁷

⁷Conhecidos os vetores de cointegração, as representações VECM e VAR possuem, respecti-

Outro aperfeiçoamento apresentado pela literatura se refere às situações em que as séries compartilham ciclos comuns. Neste contexto, Vahid e Engle (1993) mostraram que a representação dinâmica de y_t pode conter uma restrição adicional. Para entendermos como isso acontece, chamemos de ϕ'_i o i -ésimo vetor de ciclo comum. Se empilharmos todos esses vetores em uma matriz ϕ' de dimensão $s \times n$, esta matriz elimina toda a correlação serial existente em Δy_t , ou seja, $\phi' \Delta y_t = \phi' \epsilon_t$. Entretanto, uma vez que os vetores de ciclos são identificáveis, podemos sem perda de generalidade normalizá-los a fim de encontrar uma sub-matriz identidade de dimensão s [ver Vahid e Engle (1993) e Issler e Vahid (2001)], conforme abaixo:

$$\phi = \begin{bmatrix} I_s \\ \phi_{(n-s) \times s}^* \end{bmatrix}.$$

Considerando que em $\phi' \Delta y_t = \phi' \epsilon_t$ existem s equações, completando o sistema pela adição das equações de um VECM sem restrições para os $n - s$ elementos de Δy_t restantes, obtemos,

$$\begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} \mathbf{0}_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} & \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (9)$$

onde Γ_i^{**} e γ^* representam partições de Γ_i^* e γ respectivamente, correspondendo às $n - s$ equações inferiores da forma reduzida do VECM.

$$v_t = \begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ \mathbf{0}_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \epsilon_t = \Theta \epsilon_t,$$

Pode ser mostrado que (9) inclui parcimoniosamente (8). Se Θ é invertível, é possível recuperar (8) de (9) - a última representação possui $s(np + r) - s(n - s)$ menos parâmetros a serem estimados.

3.3 Decomposição Tendência-Ciclo

Nesta sub-seção tratamos dos procedimentos usados neste trabalho, voltados à decomposição de um vetor de séries de tempo em tendência e ciclo, metodologia esta

vamente, $n^2(p - 1) + n \cdot r$ e $n^2 \cdot p$ parâmetros a serem estimados. Assim, desde que $r < n$, na primeira representação existem $n \cdot (n - r)$ parâmetros a menos. Por outro lado, levando em conta os parâmetros livres no vetor de cointegração, a representação VECM possui $n^2(p - 1) + 2n \cdot r - r^2$ parâmetros, $(n - r)^2$ parâmetros a menos que na representação VAR.

desenvolvida por Vahid e Engle(1993).

Da Equação (6), consideremos o caso especial em que $n = r + s$ e

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t = \tau_t + c_t.$$

Agora, empilhando as transpostas das matrizes de ciclos comuns e de cointegração obtemos:

$$\begin{bmatrix} \phi' y_t \\ \alpha' y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \\ \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Observemos que a matriz $A = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix}$ de dimensão $n \times n$ é invertível, uma vez que tem posto pleno. Isso posto, particionando as colunas de sua inversa $A^{-1} = [\phi^- \quad \alpha^-]$ e pré-multiplicando A por A^{-1} obtemos a decomposição em tendências e ciclos para as variáveis componentes do vetor y_t , conforme abaixo:

$$y_t = A^{-1} A y_t = \phi^- (\phi' y_t) + \alpha^- (\alpha' y_t), \quad (11)$$

Na expressão acima, $T_t = \phi^- \phi' y_t$ representa as tendências; e $C_t = \alpha^- \alpha' y_t$, os ciclos. Além disso, como tendências e ciclos são combinações lineares das variáveis que compõem y_t , T_t é uma combinação dos ciclos comuns, ao passo que C_t é uma combinação das relações de cointegração.

4 Resultados

Nosso objetivo final consiste em decompor as séries anteriormente apresentadas - Prêmio do C-BOND, PCJ e PDJ - nos respectivos componentes de curto e longo prazo. Para levar o desafio adiante, o primeiro passo consiste em avaliar o comportamento individualizado de cada série (testar a existência de raiz unitária). Em um segundo momento, procede-se à análise multivariada, abrangendo três etapas: (i) especificação do Vetor Autoregressivo que melhor representa a dinâmica do sistema; e (ii) averiguação da existência de relações de longo prazo (relações de cointegração) e de relações de curto prazo (ciclos comuns); e (iii) considerando as restrições impostas pelas relações encontradas no item (ii), identificar as relações de que definem os componentes de curto e longo prazo.

A Tabela 1 mostra os resultados da aplicação dos testes ADF [ver Dickey e Fuller (1979)]. Verificamos que a hipótese nula de estacionariedade é rejeitada para todas as séries, a um nível de significância de 5%.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária		
Variável	Estatística t	Prob.
Prêmio do C-BOND	-2,93	0,045
PCJ	-9,94	0,000
PDJ	-3,67	0,006

Valores críticos: -3.472259 (1%), -2.879846 (5%).

Voltando-se agora para os procedimentos multivariados, recorreremos a critérios de informação e testes de diagnóstico para ajustar o vetor autoregressivo que melhor representa a dinâmica do sistema. No primeiro VAR, incluímos apenas duas variáveis - PDJ e Prêmio do C-BOND; no último, acrescentamos o PCJ. Em ambas as situações, o método de seleção de defasagens indicou ser um vetor autoregressivo com duas defasagens [VAR(2)] a estrutura que melhor descreve a dinâmica do sistema, tanto em termos de minimização de critérios de informação quanto em termos de testes diagnóstico.

Tabela 2 - Teste de cointegração					
Número de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor Crítico 5%	Estatística do Máximo Autovalor	Valor Crítico 5%
Nenhum	0,115346	19,64	12,53	19,24	11,44
Até um	0,002533	0,04	3,84	0,04	3,84

As Tabelas 2 e 3 apresentam os resultados dos testes de cointegração, com base na técnica de Johansen (1988, 1991). No caso do vetor bivariado [Prêmio do C-BOND e PDJ], tanto a estatística do traço quanto a estatística do máximo autovalor sugerem a existência de um vetor de cointegração [$\alpha' = (1, 000; -0, 568)$], com o nível de significância de cinco por cento. Já para o conjunto completo [Prêmio do C-BOND, PCJ e PDJ], as mesmas estatísticas apontam para a existência de duas relações de cointegração [$\alpha'_1 = (1, 000; 0, 000; -0, 570)$ e $\alpha'_2 = (0, 000; 1, 000; -0, 120)$], também a um nível de cinco por cento de significância. Cabe destacar a invariância dos vetores de cointegração relativamente à adição de variáveis ao conjunto de informação. A propósito, no Apêndice B, os Gráficos B1, B3 e B4 mostram uma relativa

estabilidade dos parâmetros associados às relações de longo prazo, os quais foram estimados recursivamente de 22/08/2001 a 13/02/2002, implicando 26 iterações.

A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das medidas de retorno e, por conseguinte, que as mesmas movem-se estocasticamente juntas, ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo. Deve ficar claro, porém, que estamos nos referindo à definição econométrica de equilíbrio de longo prazo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças de mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos e firmas, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação envolvida. No caso em pauta, associamos o equilíbrio de longo prazo aos níveis de taxas de juros compatíveis com a evolução dos fundamentos da economia. Além disso, a própria natureza estocástica do movimento conjunto abre espaço à ocorrência de desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo. Interpretamos esse fenômeno como sendo resultado do fato de a taxa de juros de equilíbrio de curto prazo (a taxa efetiva) ser influenciada não apenas pelos fundamentos, mas por choques monetários, efeito contágio, etc.

Considerando as supracitadas relações de cointegração e o Teorema da Equivalência, as formas reduzidas finais dos VAR irrestritos são dadas por representações VECM de primeira ordem.

Tabela 3 - Teste de Cointegração					
Número de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística do Traço	Valor Crítico 5%	Estatística do Máximo Autovalor	Valor Crítico 5%
Nenhum	0,218924	54,06	24,31	38,79	17,89
Até um	0,089685	15,27	12,53	14,75	11,44
Até dois	0,003299	0,52	3,84	0,52	3,84

Com essa estrutura, a próxima etapa consiste em utilizarmos a metodologia de Vahid e Engle (1993) para testar a existência de ciclos comuns. Nesse sentido, calculamos as correlações canônicas das primeiras diferenças de cada variável com a defasagem dessa última e o termo de correção de erro diferenciado uma vez.⁸

⁸A hipótese nula é de que a dimensão do espaço de *cofeatures* (cofatores) seja pelo menos *s* ou,

Tabela 4 - Características Comuns				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	Graus de Liberdade	p-valor
$s > 0$	0,004	0,63	2	0,729
$s > 1$	0,268	48,92	6	0,000

As Tabelas 4 e 5 apresentam os quadrados das correlações canônicas e os valores das estatísticas de teste C (p,s) obtidas, nesta ordem, com duas (Prêmio do C-BOND e PDJ) e três (Prêmio do C-BOND, PCJ e PDJ) séries. Como se pode perceber, com duas variáveis aceitamos a hipótese nula de existência de um ciclo comum, sendo $[\phi' = (1,000; -0,079)]$ o vetor de ciclos; já com três séries o vetor de ciclos estimado é $\phi' = (1,000; -0,009; -0,009)$. É importante destacar que, ao contrário do que obtivemos para os vetores de cointegração, os vetores de ciclos não se mostram invariantes relativamente à adição de variáveis ao conjunto de informação. No Apêndice B, os Gráficos B2 e B5 mostram a evolução dos parâmetros associados às relações de curto prazo, os quais foram estimados recursivamente de 22/08/2001 a 13/02/2002, implicando 26 iterações. Quando utilizamos o vetor bivariado (Prêmio do C-BOND e PDJ) observamos estabilidade e significância estatística do parâmetro estimado. Com três variáveis (Prêmio do C-BOND, PCJ e PDJ), embora a estabilidade dos parâmetros estimados seja evidente, a significância estatística desaparece.

Tabela 5 - Características Comuns				
Hipótese Nula	Quadrado da Correlação Canônica	C(p,s)	Graus de Liberdade	p-valor
$s > 0$	0,003	0,45	3	0,929
$s > 1$	0,206	36,29	8	0,000
$s > 2$	0,462	132,35	15	0,000

Conforme estabelecido na introdução do texto, nosso objetivo final é decompor as séries de retorno em tendência e ciclo. Dessa forma, na última etapa do processo levamos os vetores de cointegração e os vetores de ciclos comuns acima identificados

equivalentemente, de que existam pelo menos $n-s$ ciclos comuns. A estatística do teste é dada por: $C(p, s) = -(T-p-1) \sum_{i=1}^s \log(1-\lambda_i^2)$, onde λ_i ($i = 1, \dots, s$) são as s menores correlações canônicas entre as variáveis utilizadas. Sob a nula, esta estatística tem distribuição χ^2 com $s^2 + snp + sr - sn$ graus de liberdade, onde n é a dimensão do sistema, p é a ordem das defasagens do sistema em diferenças e r é o número de vetores de cointegração.

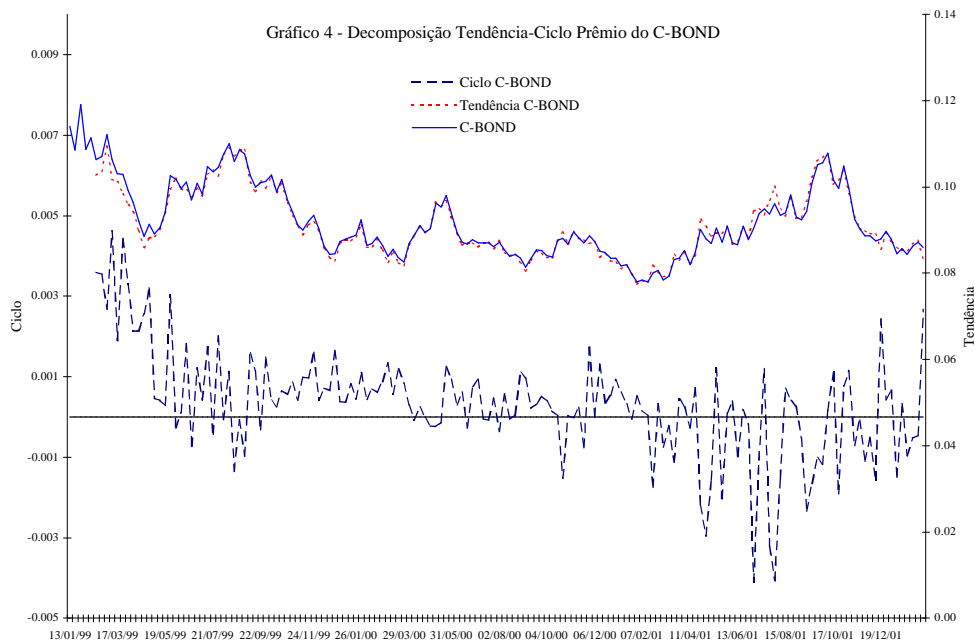
em (11), o que nos permite encontrarm os parâmetros das equações que definem os componentes de curto e longo prazo.⁹

Tabela 6 - Decomposição Tendência-Ciclo		
Variável	Tendência	Ciclo
Prêmio do C-BOND	$1.162 \text{ CBOND}_t - 0.092 \text{ PDJ}_t$	$-0.162 \text{ CBOND}_t + 0.092 \text{ PDJ}_t$
PDJ	$2.046 \text{ CBOND}_t - 0.162 \text{ PDJ}_t$	$-2.046 \text{ CBOND}_t + 1.162 \text{ PDJ}_t$

Na Tabela 6 constam os valores relativos ao vetor bivariado (Prêmio do C-BOND e PDJ) e na Tabela 7 para todo o grupo (Prêmio do C-BOND, PCJ e PDJ).

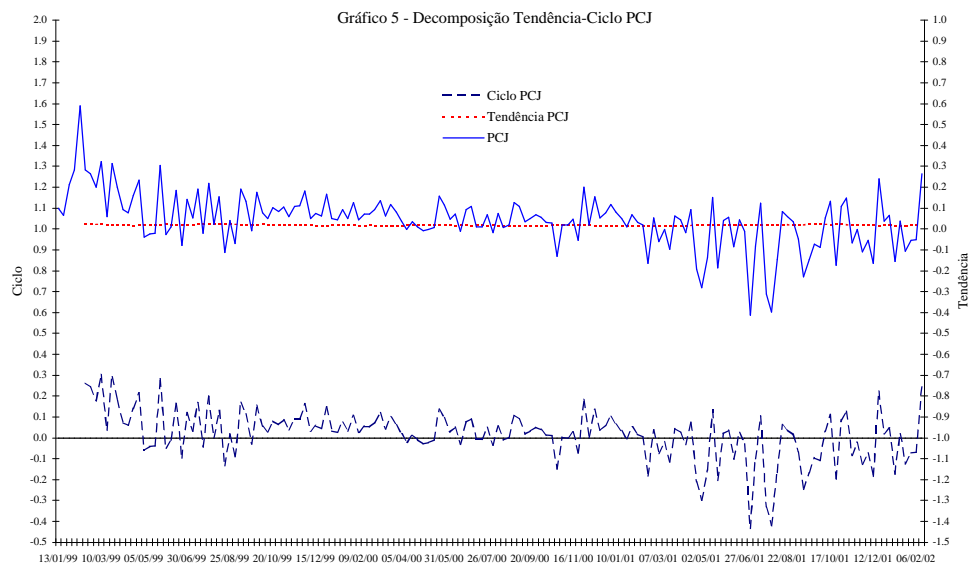
Tabela 7 - Decomposição Tendência-Ciclo		
Variável	Tendência	Ciclo
Prêmio do C-BOND	$1.018 \text{ CBOND}_t - 0.009 \text{ PCJ}_t - 0.009 \text{ PDJ}_t$	$-0.017 \text{ CBOND}_t + 0.009 \text{ PCJ}_t + 0.009 \text{ PDJ}_t$
PCJ	$0.215 \text{ CBOND}_t - 0.002 \text{ PCJ}_t - 0.002 \text{ PDJ}_t$	$-0.215 \text{ CBOND}_t + 1.002 \text{ PCJ}_t + 0.002 \text{ PDJ}_t$
PDJ	$1.786 \text{ CBOND}_t - 0.016 \text{ PCJ}_t - 0.016 \text{ PDJ}_t$	$-1.786 \text{ CBOND}_t + 0.009 \text{ PCJ}_t + 1.016 \text{ PDJ}_t$

Os Gráficos 4, 5 e 6 ilustram os resultados contidos na Tabela 7.

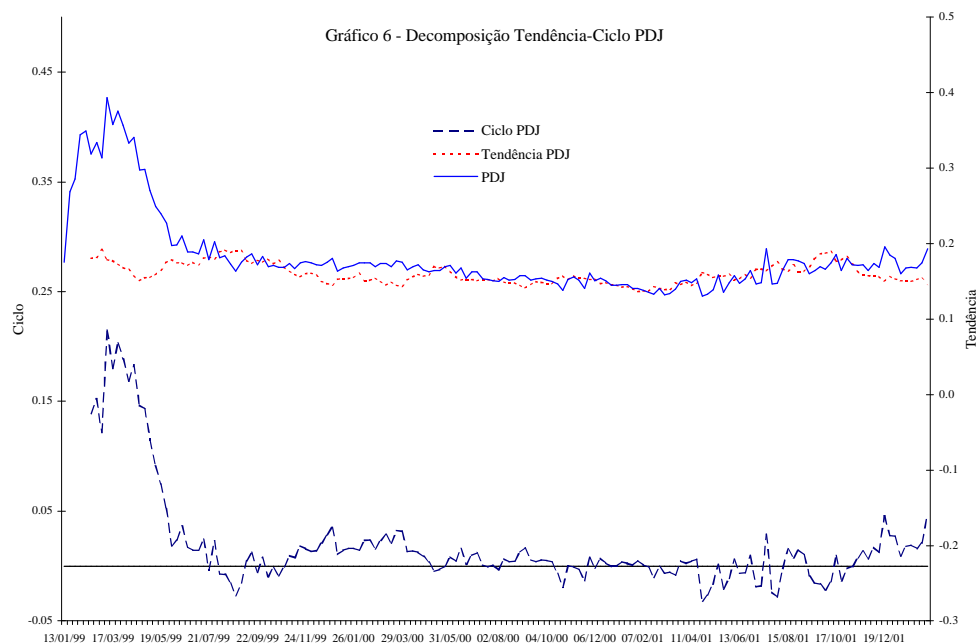


Uma análise preliminar sugere que: (i) a trajetória do Prêmio do C-BOND é dominada pelo componente de longo prazo; (ii) a trajetória do PCJ é dominada pelo componente cíclico; e (iii) a trajetória do PDJ ocupa uma posição intermediária.

⁹No Apêndice A construímos um exemplo com o intuito de ilustrar como acontecem as diversas etapas do processo.

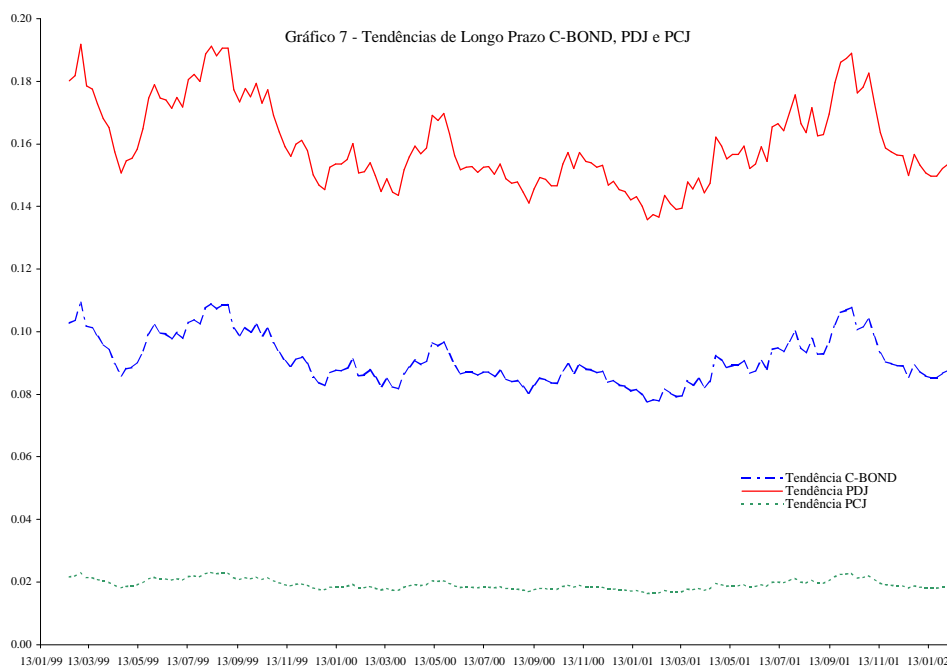


Desconsiderados os efeitos de escala, vislumbramos no ciclo do Prêmio do C-BOND uma influência do ciclo do PCJ.



Uma característica da evolução temporal do PCJ está na relativa constância do seu componente de longo prazo (2,0% a.a.). Por conseguinte, a variância da série observada tem origem quase integralmente em seu componente cíclico. No que diz respeito ao PDJ, o componente de longo prazo também se apresenta relativamente estável (girando em torno de 18,5% a.a.).

O Gráfico 7 mostra as diferenças entre os componentes de longo prazo. Como esperado, o PDJ supera continuamente o Prêmio do C-BOND, situando-se a diferença no intervalo [6,0% a.a.; 8,5% a.a.]. São muitas as possíveis justificativas teóricas para a existência desse diferencial de retorno, dentre as quais poderíamos citar: (i) a desvalorização cambial efetiva não seja um bom estimador do prêmio de risco cambial; (ii) o risco de conversibilidade, já que o PDJ mede a rentabilidade de títulos resgatáveis em moeda doméstica e o C-BOND é um títulos resgatável em moeda externa; (iii) os custos de transação, que impediriam a observância das condições de não arbitragem em suas formas absolutas; (iv) a diferença no tratamento tributário conferido aos retornos de ativos financeiros no Brasil e no exterior; e (v) distorções advindas de diferentes regulações dos mercados financeiros. Por outro lado, o Prêmio do C-BOND sempre é maior do que o PCJ, com a diferença no intervalo [6,2% a.a.; 8,9% a.a.], um resultado que surpreende, pelos próprios motivos acima enumerados. Intuitivamente, porém, poderíamos o associar a uma segmentação desses mercados - no mercado de C-BOND atuam administradores de carteira, mais interessados em maximizar retorno, ao passo que no mercado de *swap* cambial atuam hedgers, mais interessados em reduzir risco).



5 Conclusão

Neste trabalho, separamos em seus componentes de curto e longo prazo, três medidas distintas do prêmio de juros pago aos detentores de títulos de responsabilidade de agentes brasileiros - Prêmio Descoberto de Juros, *Yield* do *Capitalization Bond* e Prêmio Coberto de Juros. No esforço de pesquisa, recorremos a uma representação VAR, submetida às restrições sugeridas pela metodologia de Vahid e Engle (1993). Com base na robustez dos resultados que obtivemos, consideramos que essa tecnologia se constitui em instrumento de grande serventia para o estudo do comportamento de séries de tempo.

A presença de cointegração indica que as séries convergem para um equilíbrio de longo prazo. Esse resultado é animador porque vai ao encontro do pensamento de Fisher (1930), para quem os retornos esperados de títulos negociados em economias distintas seriam igualados, via especulação, uma vez convertidos para a mesma moeda e desde que apresentassem prazos de maturação e riscos de default equivalentes - o retorno ajustado pelo risco deveria ser o mesmo.

Foi possível identificar a presença de uma tendência e dois ciclos comuns às séries. Além disso, ao separarmos cada uma nos respectivos componentes tendencial e cíclico, inferimos que, no curto prazo: (i) o Prêmio do C-BOND tem sua trajetória majoritariamente influenciada pelos movimentos do componente tendencial; (ii) o PCJ tem sua trajetória majoritariamente influenciada pelos deslocamentos do componente cíclico; (iii) o PDJ tem sua trajetória igualmente influenciada pelos deslocamentos dos dois componentes. Associando o componente de longo prazo aos fundamentos da economia e os componentes de curto prazo a choques monetários, efeito contágio, etc., podemos dizer que o Prêmio do C-BOND se liga mais aos fundamentos; o PCJ às variáveis nominais; e o PDJ a ambos.

Como possível extensão do trabalho, entendemos que o debate seria enriquecido com a identificação dos eventuais vínculos entre os componentes de longo prazo das taxas de retorno e os fundamentos da economia.

References

- [1] **Araújo, C. H. V. e Flôres Júnior, R.G., 2001**, “Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia,” Texto para Discussão n. 10, Banco Central do Brasil
- [2] **Beveridge, S. e Nelson, C.R., 1981**, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into a Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’,” *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- [3] **Campbell, J. Y. e Shiller, R. J., 1983**, “A Simple Account of the Behavior of Long-Term Interest Rate,” National Bureau of Economic Research Working Paper n. 1203
- [4] **Campbell, J. Y. e Shiller, R.J., 1991**, “Yield Spread and Interest Rate Moviments: A Bird’s Eye View,” *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- [5] **Cardoso, E. e Goldfajn, I., 1997**, “Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls,” International Monetary Fund Working Paper n. 115.
- [6] **Dickey, D. e Fuller, W. A., 1979**, “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431
- [7] **Engle, R.F. e Granger, C.W.J., 1987**, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- [8] **Engle, R.F. e Kozicki, S., 1993**, “Testing for Common Features”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 369-395.
- [9] **Engle, R.F. e Issler, J. V., 1995**, “Estimating Common Sectorial Cycles”, *Journal of Monetary Economics*, 35, 83-113.

- [10] **Engle, R.C., 1995**, “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence,” National Bureau of Economic Research, Working Paper, n 5312.
- [11] **Feldstein, M. e Eckstein, O., 1970**, “The Fundamental Determinants of the Interest Rate,” *The Review of Economics and Statistics*, 363-375
- [12] **Fisher, I., 1930**, “The Theory of Interest,” Macmillan, New York.
- [13] **Garcia, M.G.P. e Barcinski, A., 1996**, “Capital Flows to Brazil in Nineties: Macroeconomic Aspects and the Effectiveness of Capital Controls,” Texto para Discussão n.0 357, Departamento de Economia, PUC-RJ.
- [14] **Hodrick, R.J., 1987**, “The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets,” Harwood.
- [15] **Issler, J.V. e Vahid, F., 2001**, “Common Cycles and the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates,” *Journal of Monetary Economics*, 47, 449-475.
- [16] **Johansen, S., 1988**, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Dynamic and Control*, 12, 251-276.
- [17] **Johansen, S., 1991**, “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [18] **Lewis, K.K., 1995**, “Puzzles in International Financial Markets,” em G. N. Grossman e K. Rogoff (Eds.), *Handbook of International Economics*, 1913-1971, Elsevier Science.
- [19] **Mehra, Y.P., 1994**, “An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate,” *Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly Review*, Vol. 80, 49-68.
- [20] **Nelson, C.R. e Plosser, C., 1982**, “Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 1045-1066.

- [21] **Orr, A. Edey, M. e Kennedy, M. 1995**, “The Determinants of Real Long-Term Interest Rates: 17 Countries Pooled-Time-Series Evidences,” Economics Department Working Paper n. 155, Organisation for Economic Co-Operation and Development.
- [22] **Stock, J.H. e Watson, M.W., 1988**, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- [23] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Common Trends and Common Cycles,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 341-360.
- [24] **Vahid, F. e Engle, R.F., 1993**, “Codependent Cycles,” *Journal of Econometrics*, 80, 199-121.

A Cálculo das Matrizes de Decomposição

Uma vez encontrados os vetores de ciclos comuns e cointegração, calculamos as decomposições $T_t = \phi^- \phi' y_t$ e $C_t = \alpha^- \alpha' y_t$ empilhando as matrizes de ciclos comuns e cointegração encontradas,

$$A_2 = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -0,079 \\ 1,000 & -0.568 \end{bmatrix}$$

e

$$A_3 = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -0,009 & -0.009 \\ 1,000 & 0.000 & -0,570 \\ 0,000 & 1,000 & -0,120 \end{bmatrix}.$$

Calculando suas inversas e particionando o resultado $A^{-1} = [\phi^- \quad \alpha^-]$,

$$A_2^{-1} = \begin{bmatrix} 1,162 & -0,162 \\ 2,047 & -2,047 \end{bmatrix} \Rightarrow \phi^- = \begin{bmatrix} 1,162 \\ 2,047 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^- = \begin{bmatrix} -0,162 \\ -2,047 \end{bmatrix}$$

então as matrizes de decomposição tendência ciclo no sistema de duas variáveis são

$$\phi^- \phi' = \begin{bmatrix} 1,162 & -0,092 \\ 2,047 & -0,162 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^- \alpha' = \begin{bmatrix} -0,162 & 0,092 \\ -2,047 & 1,162 \end{bmatrix}.$$

Ademais,

$$A_3^{-1} = \begin{bmatrix} 1,018 & -0,018 & 0,009 \\ 0,215 & -0,215 & 1,002 \\ 1,786 & -1,786 & 0,016 \end{bmatrix},$$

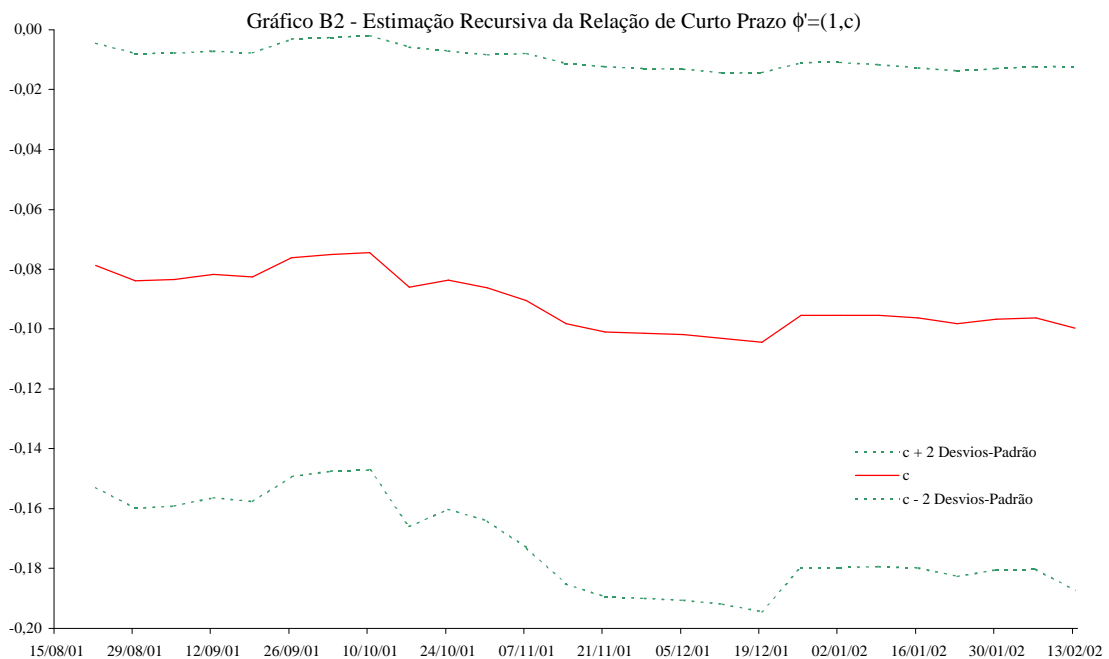
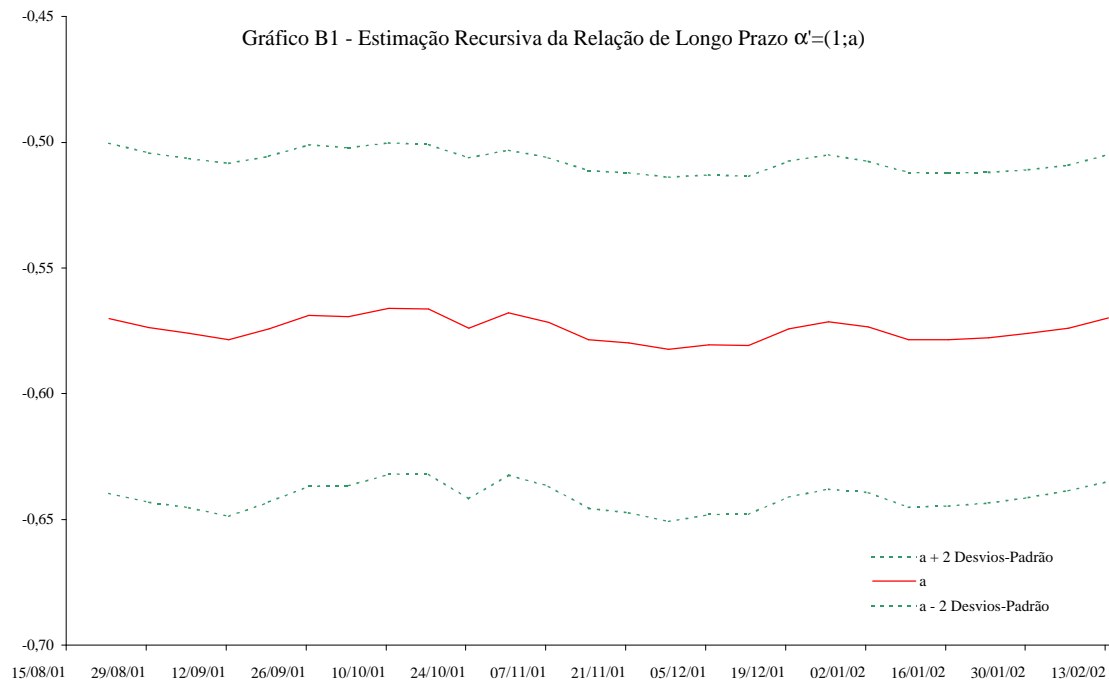
com

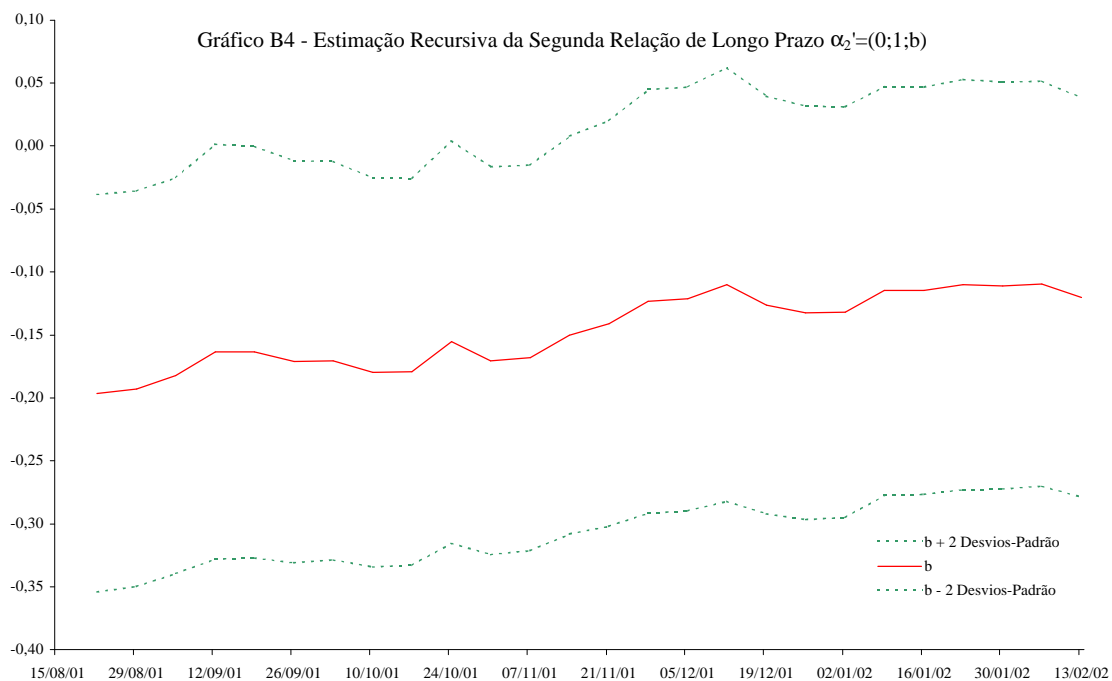
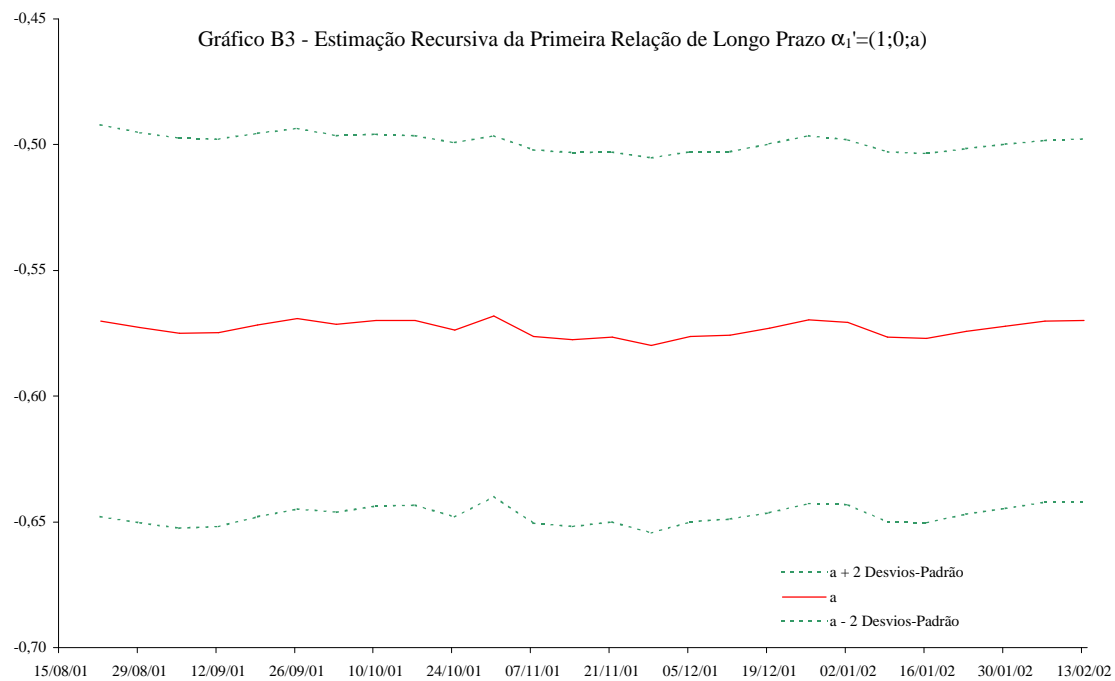
$$\phi^- = \begin{bmatrix} 1,018 \\ 0,215 \\ 1,786 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^- = \begin{bmatrix} -0,018 & 0,009 \\ -0,215 & 1,002 \\ -1,786 & 0,016 \end{bmatrix}.$$

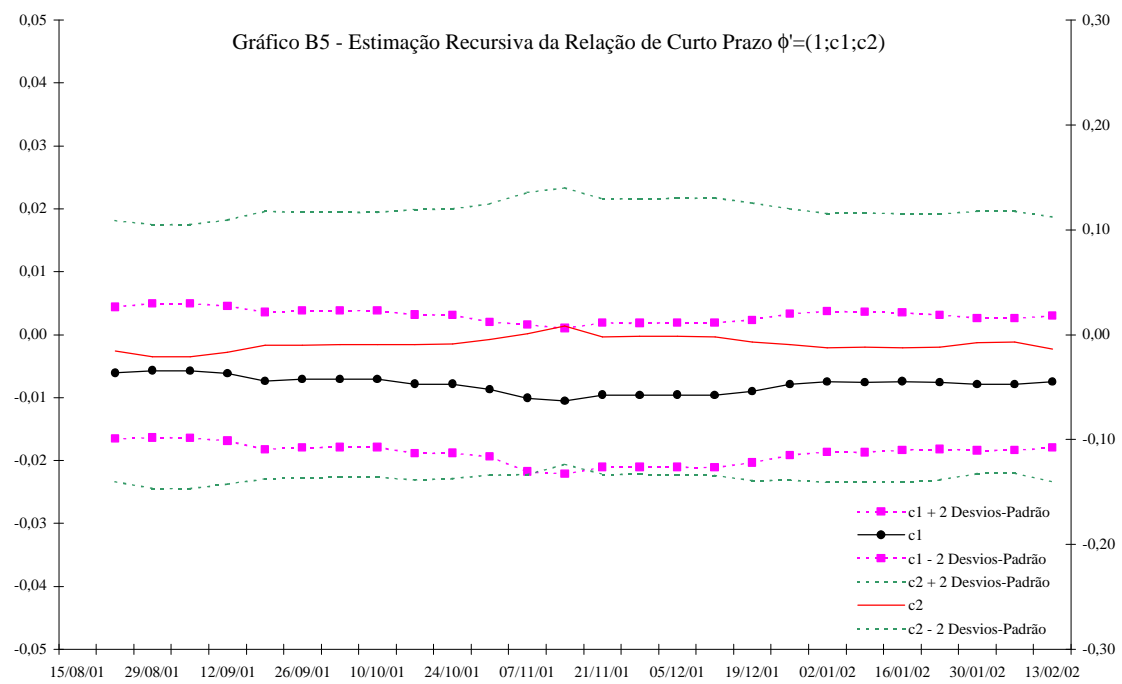
Isso posto, as matrizes de decomposição tendência-ciclo no sistema de três variáveis são

$$\phi^- \phi' = \begin{bmatrix} 1,018 & -0,009 & -0,009 \\ 0,215 & -0,002 & -0,002 \\ 1,786 & -0,016 & -0,016 \end{bmatrix} \text{ e } \alpha^- \alpha' = \begin{bmatrix} -0,018 & 0,009 & 0,009 \\ -0,215 & 1,002 & 0,002 \\ -1,786 & 0,016 & 1,016 \end{bmatrix}.$$

B Avaliação da Estabilidade dos Parâmetros







Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão podem ser acessados na internet, no formato PDF, no endereço: <http://www.bc.gov.br>

Working Paper Series

Working Papers in PDF format can be downloaded from: <http://www.bc.gov.br>

- | | | |
|-----------|---|-----------|
| 1 | Implementing Inflation Targeting in Brazil
<i>Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 2 | Política Monetária e Supervisão do Sistema Financeiro Nacional no Banco Central do Brasil
<i>Eduardo Lundberg</i> | Jul/2000 |
| | Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank
<i>Eduardo Lundberg</i> | July/2000 |
| 3 | Private Sector Participation: a Theoretical Justification of the Brazilian Position
<i>Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 4 | An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models
<i>Pedro H. Albuquerque</i> | July/2000 |
| 5 | The Pass-Through from Depreciation to Inflation: a Panel Study
<i>Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang</i> | July/2000 |
| 6 | Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks
<i>José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo and Marta Baltar J. Moreira</i> | July/2000 |
| 7 | Leading Indicators of Inflation for Brazil
<i>Marcelle Chauvet</i> | Set/2000 |
| 8 | The Correlation Matrix of the Brazilian Central Bank's Standard Model for Interest Rate Market Risk
<i>José Alvaro Rodrigues Neto</i> | Set/2000 |
| 9 | Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity
<i>Emanuel-Werner Kohlscheen</i> | Nov/2000 |
| 10 | Análise do Financiamento Externo a uma Pequena Economia
Aplicação da Teoria do Prêmio Monetário ao Caso Brasileiro: 1991–1998
<i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i> | Mar/2001 |
| 11 | A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil
<i>Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti</i> | Mar/2001 |

12	A Test of Competition in Brazilian Banking <i>Márcio I. Nakane</i>	Mar/2001
13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil <i>Marcio Magalhães Janot</i>	Mar/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil <i>Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo</i>	Mar/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility? <i>Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak</i>	Mar/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	Mar/2001
	Evaluation of the Central Bank of Brazil Structural Model's Inflation Forecasts in an Inflation Targeting Framework <i>Sergio Afonso Lago Alves</i>	July/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: uma Abordagem de Função de Produção <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Abr/2001
	Estimating Brazilian Potential Output: a Production Function Approach <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Aug/2002
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil <i>Paulo Springer de Freitas and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Apr/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: a Brazilian Exchange Rate Forecast Model <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Paulo Springer de Freitas and Fabio Araújo</i>	May/2001
20	Credit Channel without the LM Curve <i>Victorio Y. T. Chu and Márcio I. Nakane</i>	May/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência <i>Pedro H. Albuquerque</i>	Jun/2001
22	Decentralized Portfolio Management <i>Paulo Coutinho and Benjamin Miranda Tabak</i>	June/2001
23	Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira <i>Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane</i>	Jul/2001
24	Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality <i>Joel Bogdanski, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Alexandre Antonio Tombini</i>	Aug/2001
25	Inflation Targeting in Brazil: Reviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00 <i>Pedro Fachada</i>	Aug/2001

26	Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the Case of Brazil <i>Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Aug/2001
27	Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais <i>Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior</i>	Set/2001
28	Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais <i>Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito</i>	Nov/2001
29	Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil <i>Pedro H. Albuquerque and Solange Gouvêa</i>	Nov/2001
30	Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates <i>Benjamin Miranda Tabak and Sandro Canesso de Andrade</i>	Nov/2001
31	Algumas Considerações sobre a Sazonalidade no IPCA <i>Francisco Marcos R. Figueiredo e Roberta Blass Staub</i>	Nov/2001
32	Crises Cambiais e Ataques Especulativos no Brasil <i>Mauro Costa Miranda</i>	Nov/2001
33	Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): a VAR Estimation <i>André Minella</i>	Nov/2001
34	Constrained Discretion and Collective Action Problems: Reflections on the Resolution of International Financial Crises <i>Arminio Fraga and Daniel Luiz Gleizer</i>	Nov/2001
35	Uma Definição Operacional de Estabilidade de Preços <i>Tito Nícias Teixeira da Silva Filho</i>	Dez/2001
36	Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target? <i>Barry Eichengreen</i>	Feb/2002
37	Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Market Operations <i>Luiz Fernando Figueiredo, Pedro Fachada and Sérgio Goldenstein</i>	Mar/2002
38	Volatilidade Implícita e Antecipação de Eventos de Stress: um Teste para o Mercado Brasileiro <i>Frederico Pechir Gomes</i>	Mar/2002
39	Opções sobre Dólar Comercial e Expectativas a Respeito do Comportamento da Taxa de Câmbio <i>Paulo Castor de Castro</i>	Mar/2002
40	Speculative Attacks on Debts, Dollarization and Optimum Currency Areas <i>Aloisio Araujo and Márcia Leon</i>	Abr/2002
41	Mudanças de Regime no Câmbio Brasileiro <i>Carlos Hamilton V. Araújo e Getúlio B. da Silveira Filho</i>	Jun/2002

42	Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio <i>Marcelo Kfoury Muinhos, Sérgio Afonso Lago Alves e Gil Riella</i>	Jun/2002
43	The Effects of the Brazilian ADRs Program on Domestic Market Efficiency <i>Benjamin Miranda Tabak and Eduardo José Araújo Lima</i>	June/2002
44	Estrutura Competitiva, Produtividade Industrial e Liberação Comercial no Brasil <i>Pedro Cavalcanti Ferreira e Osmani Teixeira de Carvalho Guillén</i>	Jun/2002
45	Optimal Monetary Policy, Gains from Commitment, and Inflation Persistence <i>André Minella</i>	Aug/2002
46	The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil <i>Tarsila Segalla Afanasieff, Priscilla Maria Villa Lhacer and Márcio I. Nakane</i>	Aug/2002
47	Indicadores Derivados de Agregados Monetários <i>Fernando de Aquino Fonseca Neto e José Albuquerque Júnior</i>	Sep/2002
48	Should Government Smooth Exchange Rate Risk? <i>Ilan Goldfajn and Marcos Antonio Silveira</i>	Sep/2002
49	Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade <i>Orlando Carneiro de Matos</i>	Set/2002
50	Macroeconomic Coordination and Inflation Targeting in a Two-Country Model <i>Eui Jung Chang, Marcelo Kfoury Muinhos and Joanílio Rodolpho Teixeira</i>	Sep/2002
51	Credit Channel with Sovereign Credit Risk: an Empirical Test <i>Victorio Yi Tson Chu</i>	Sep/2002
52	Generalized Hyperbolic Distributions and Brazilian Data <i>José Fajardo and Aquiles Farias</i>	Sep/2002
53	Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges <i>André Minella, Paulo Springer de Freitas, Ilan Goldfajn and Marcelo Kfoury Muinhos</i>	Nov/2002
54	Stock Returns and Volatility <i>Benjamin Miranda Tabak and Solange Maria Guerra</i>	Nov/2002